فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال ششم/ شماره ۱/ بهار ۱۳۹۸/ صفحات ۵۰-۲۱

تحلیل توهم مالی و سیاست بودجه‌ای در منتخبی از کشورهای درحال‌توسعه با روش داده‌های تابلویی پویا

محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی*
دانشیار اقتصاد دانشگاه مازندران، mgilak@umz.ac.ir
شهریار زروکی
استادیار اقتصاد دانشگاه مازندران، sh.zaroki@umz.ac.ir
حسنا ازوجی
دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه مازندران، hosnaezoji@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۷/۲۱

چکیده

توهم مالی از عوامل موثر بر وضعیت بودجه دولت است. توهم مالی به درک نادرست از پارامترهای مالی و برآورد بیش از حد و کمتر از حد مخارج و بدهی‌های مالیاتی اشاره دارد و موجب سوگیری در تصمیم‌گیری بودجه‌ای در تمام سطوح دولت می‌شود. به نحوی‌که وجود توهم مالی در مؤدیان مالیاتی، ساختاری از انگیزه‌ها را در مقابل سیاستمداران و تصمیم-گیرندگان قرار می‌دهد که ضمن اتخاذ برنامه‌های مصارف عمومی به افزایش مخارج، بزرگتر شدن اندازه دولت و در نتیجه افزایش کسری بودجه منجر می‌شود. هدف پژوهش حاضر، بررسی اثر توهم مالی بر سیاست بودجه‌ای، در منتخبی از کشورهای در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ است. برای این منظور از تکنیک داده‌های تابلویی پویا و تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM-Sys) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد توهم مالی اثری مثبت بر کسری بودجه دارد. به نحوی‌که اثرپذیری کسری بودجه از توهم مالی در کشورهای صادرکننده نفت بیش از سایر کشورها؛ در کشورهای با کسری بودجه بالا بیش از کشورهای با کسری بودجه پایین، در کشورهای با سطح توهم مالی بالا بیش از کشورهای با سطح توهم مالی پایین؛ و در کشورهای با درآمد بالا کمتر از سایر کشورهاست. تورم نیز با اثری مثبت بر کسری بودجه همراه بوده و نرخ ارز و درجه باز بودن تجاری تاثیری منفی بر کسری بودجه این کشورها دارد.

واژه‌های کلیدی: توهم مالی، کسری بودجه، سیاست دولت، داده‌های تابلویی پویا.

طبقه‌بندی JEL: C33، E62، O30.

---

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

یکی از پیامدهای بحران مالی جهانی، ایجاد نیاز مبرم به درک کامل مالیه عمومی، به ویژه بدهی بخش دولتی است (تیرول[1]، ۲۰۱۱). در این راستا این موضوع مطرح شد که دولت باید گزارش شفافی از فعالیت‌های مخارج و افزایش درآمد خود و همچنین گزارش شفافی از سطوح مختلف دولت در سیستم‌های چند لایه ارائه دهد. در این زمینه، مسأله توهم مالی[2] می‌تواند نقش مهمی را در هزینه‌های واقعی فعالیت‌های بخش دولتی ایفا کند. توهم مالی اشاره به درک نادرست پارامترهای مالی و برآورد بیش از حد و کمتر از حدِ مخارج و بدهی‌های مالیاتی دارد که موجب سوگیری در تصمیم بودجه‌ای در تمام سطوح دولت می‌شود. در ادبیات اقتصادی و به ویژه در تئوری انتخاب عمومی، توهم مالی نشان‌دهنده موقعیتی است که در آن درآمد دولت به طور کامل برای جامعه (مالیات‌دهندگان) شفاف و قابل درک نبوده و از این‌رو مخارج دولت نیز از آنچه در واقع وجود دارد کمتر به نظر می‌رسد. به دلیل سهیم بودن اکثریت جامعه در مخارج دولت از محل این درآمدهای پنهان، تقاضای عمومی برای مصارف و مخارج دولتی افزایش یافته و در نتیجه آن سیاست-مداران نیز در جهت توسعه اندازه دولت حرکت می‌کنند (مداح و صادقی[3]، ۱۳۹۲). به عبارتی ساده‌تر توهم مالی در جوامعی پدیدار می‌شود که ارائه و افزایش در خدمات عمومی توسط عوامل اقتصادی درک نشود. آنان درک نمی‌کنند که این افزایش در خدمات عمومی، طی دوره مالیاتیِ همزمان جبران نمی‌شود بلکه از کانال ایجاد کسری بودجه جبران می-شود. این امر می‌تواند منجر به انتقال ساده افزایش مالیات به سال‌های آینده و یا افزایش در عرضه پول شود و در صورت بروز حالت دوم منجر به فشارهای تورمی خواهد شد (سهرابی و کناری[4]، ۱۳۹۳).

موضوع توهم مالی، به منزله یک بررسی هنجاری[5]، به پژوهش میل[6] (۱۸۴۸) و مک کالوچ[7] (۱۸۵۱) باز می‌گردد. هرچند تئوری اثباتیِ[8] توهم مالی به منزله یک تئوری انتخاب

---

[1] Tirole
[2] Fiscal Illusion
[3] Maddah & Sadeghi (2012)
[4] Sohrabi & Kenari (2013)
[5] Normative
[6] Mill
[7] Mcculloch
[8] Positive

عمومی در زمینه مخارج دولت را نخستین بار اقتصاددان ایتالیایی، پوویانی[1] (۱۹۰۳) ارائه کرد (پینار[2]، ۱۹۹۸). بر اساس استدلال مک کالوچ، مالیات مستقیم، توهم مالی کمتری را نسبت به میزان معادل مالیات غیرمستقیم ایجاد می‌کند؛ زیرا مالیات مستقیم بار آشکاری را بر مؤدیان مالیاتی تحمیل می‌نماید. میل نیز استدلال‌های مشابهی مطرح نمود و البته بر آثار تورش به سمت بالای توهم مالی، در مخارج بخش عمومی تأکید داشت. پوویانی (۱۹۰۳)، با چاپ کتاب تئوری توهم مالی، اساس تئوری توهم مالی را بنیان نهاد و ویژگی انتخاب‌های عمومی توسط بعضی از عاملان را به وسیله اطلاعات ناقص، معرفی کرد. تئوری توهم مالی پوویانی بر اساس ایده عدم تقارن اطلاعات بین عرضه‌کنندگان (مقامات دولتی) و مصرف‌کنندگان (مؤدیان مالیاتی رأی دهنده) کالاهای عمومی است. در این تئوری اقتصادی فرض می‌شود عملکرد بازار به اطلاعاتی بستگی دارد که عاملان اقتصادی در فرآیند تصمیم‌گیری لحاظ می‌کنند. در تئوری توهم انتخاب عمومی استدلال بر آن است که عاملان دولتی نسبت به مؤدیان مالیاتی رأی‌دهنده، اطلاعات بیشتری در اختیار دارند. بنابراین، این عدم تقارن باعث می‌شود که میزان مخارج عمومی فراتر از ترجیحات رأی‌دهندگان باشد. بوکانان[3] (۱۹۶۰)، تحت تأثیر پژوهش داونز[4] (۱۹۵۷)، رویکرد پوویانی را به منظور بررسی فقدان اطلاعات کافی بین نیّات واقعی دولت و باورهای رأی‌دهندگان گسترش داد (مورائو، ۲۰۰۷). بر اساس استدلال بوکانان، دولت همیشه در تلاش است تا بار مالیات را پنهان نموده و منافع ناشی از مخارج عمومی را بزرگ‌نمایی کند. زمانی که گروه حاکم در این تلاش موفق باشد، توهم مالی ایجاد شده به طور مؤثری رفتار افراد را تغییر می‌دهد. توانایی نهادهای مالی برای ایجاد توهم مالی بستگی به توانایی این نهادها در تحت تأثیر قرار دادن اطلاعات افراد درباره هزینه دولت دارد (مداح و همکاران[5]، ۱۳۹۳).

هدف اصلی در پژوهش حاضر تحلیل و بررسی نقش توهم مالی در کسری بودجه (به عنوان معرف سیاست بودجه) در منتخبی از کشورهای در حال توسعه است. برای این منظور از تکنیک داده‌های تابلویی پویا و تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM-Sys) استفاده شده است. همچنین مطالعه حاضر در پی پاسخگویی به سوالاتی

---

[1] Puviani
[2] Pinar
[3] Buchanan
[4] Downs
[5] Maddah et al. (2014)

دیگر است. نخست آنکه آیا اساساً تفاوت معناداری در نوع و اندازه اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه در کشورهای صادرکننده نفت نسبت به سایر کشورها وجود دارد یا خیر؟. دوم، آیا در کشورهای دارای ارقام کسری بودجه بالاتر، کسری بودجه تاثیرپذیری بیشتری از توهم مالی دارد یا خیر؟. سوم، آیا اندازه اثرپذیری کسری بودجه از توهم مالی با توجه به گروه درآمدی کشورها متفاوت است یا خیر؟. چهارم، در گروه کشورهای با سطوح توهم مالی بالاتر، آیا تفاوتی در اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه در کشورهای با توهم مالی بالاتر نسبت به کشورهای با توهم مالی پایین‌تر وجود دارد یا خیر؟ با توجه به پوشش هدف یاد شده و پاسخ به سوالات مطروحه، پژوهش حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. به نحوی‌که در ادامه پس از مقدمه، ادبیات پژوهش با تاکید بر ادبیات نظری و تجربی ارائه خواهد شد. در بخش سوم الگوی پژوهش ارائه و روش تحقیق تبیین می‌شود. پس از آن توصیف داده‌ها در بخش چهارم و نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیصی و برآورد الگو در بخش پنجم ارائه خواهد شد. بخش پایانی نیز به یافته‌های پژوهش اختصاص یافته است.

۲- ادبیات پژوهش

۲-۱- ادبیات نظری

در کشورهای در حال توسعه، دولت سهم بالایی از فعالیت‌های اقتصادی را به خود اختصاص می‌دهد. یکی از موضوعات مهم در بحث اندازه دولت و گسترش بخش عمومی، مسئله مخارج بخش عمومی است. بعضی از تئوری‌های اقتصادی نظیر قانون واگنر برای توضیح علل رشد بخش عمومی ارائه شده است. در این قانون ادعا می‌شود کشش درآمدی تقاضا برای کالاهای بخش عمومی بزرگتر از واحد است. در تئوری‌های دیگر، شوک‌های اقتصادی، علت افزایش ناگهانی اندازه دولت بیان شده است. به طوری که اندازه دولت هیچ‌گاه به سطح قبلی خود باز نمی‌گردد. همچنین، اثر قیمت‌های نسبی نیز به عنوان دلیل رشد بخش عمومی مطرح شده است. رویکردهای دیگری هم در چارچوب تئوری انتخاب عمومی وجود دارد که بر اساس آن سطح مخارج دولت نشان دهنده تقاضای مؤدیان مالیاتی رأی‌دهنده برای کالاها و خدمات عمومی است. از سوی دیگر، استدلال بعضی از اقتصادانان در طرف عرضه دولت (سیاست، بوروکراسی و غیره) این است که دولت ممکن است بر حسب برنامه‌های خود عمل نکند. بدین معنا که دولت لزوماً تقاضای مؤدیان مالیاتی رأی‌دهنده را دنبال نمی‌کند (پینار، ۱۹۹۸). تئوری توهم مالی نیز افزایش مخارج عمومی را به نحو دیگری توضیح می‌دهد. بر اساس این تئوری، ویژگی‌های ساختار

مالیاتی سبب می‌شود که مؤدیان مالیاتی مقدار مالیاتی را که می‌بایست بپردازند، کمتر از حد واقعی برآورد نمایند. این وضعیت تقاضای اضافی برای کالاهای عمومی را ایجاد می‌کند و موجب می‌شود تا نسبت به حالت عدم وجود توهم مالی، مخارج عمومیِ بیشتری از سوی مردم تقاضا شود (گمل و همکاران[1]، ۱۹۹۹). بنابراین توهم مالی مؤدیان مالیاتی، ساختاری از انگیزه‌ها را در مقابل سیاست‌مداران و تصمیم‌گیرندگان قرار می‌دهد که موجب اتخاذ برنامه‌های مصارف (مخارج) عمومی و افزایش مخارج و اندازه دولت می‌شود (قره-باغیان[2]، ۱۳۷۲).

توهم مالی اشاره به وجود رابطه علیت منفی از طرف درآمد مالیاتی به مخارج دولت دارد. از نظر پوویانی (۱۹۰۳) پدیده‌ی توهم مالی، پدیده‌ای اقتصادی است که باعث ایجاد احساس کاهش بار مالیاتی و افزایش مزیت‌های اجتماعی می‌شود. توهم مالی بیشتر در کشورهایی اتفاق می‌افتد که در آن‌ها درآمد دولت و هزینه‌های عمومی به صورت کامل توسط مؤدیان مالیاتی شناخته نشده و یا مورد کنترل دقیق واقع نمی‌شود. افراد در این جوامع درک نمی‌کنند که افزایش در هزینه‌های عمومی، در طی دوره مالیاتی، به صورت همزمان جبران نمی‌شود، بلکه از طریق کسری بودجه جبران می‌شود. این امر موجب انتقال افزایش مالیات به سال‌های بعد و یا افزایش عرضه پول می‌شود که تورم‌زاست. پوویانی (۱۹۰۳) بر این نکته تأکید می‌کند که منتخبین سیاسی، سیستم مالی را به گونه‌ای طراحی می‌کنند که در آن بار مالیاتیِ واقعی پنهان می‌ماند. تحلیل پوویانی هر دو طرف بودجه یعنی مالیات و مخارج عمومی را در بر می‌گیرد (مداح و همکاران[3]، ۱۳۹۵). پوویانی (۱۹۰۳) و همچنین فسیانی[4] (۱۹۴۱)، توهم مالی را به عنوان نوعی توهم سیاسی مطرح می‌کنند. این موضوع زمانی اتفاق می‌افتد که سیاست مداران از ابزارهای مالی به منظور فریب پرداخت‌کنندگان مالیات استفاده می‌کنند. به نحوی که در نتیجه آن پرداخت‌کنندگان مالیات احساس می‌کنند کمتر از آنچه واقعاً در طرح‌های دولتی سهیم می‌باشند، پرداخت می‌نمایند. در این صورت بار مالیاتی ناشی از ارائه خدمات دولتی کمتر از مقدار واقعی آن برآورد می‌شود. برآوردِ کمتر از حدِ مخارج خدمات دولتی توسط مالیات-دهندگان، موجب می‌شود تا تقاضای آن‌ها برای مخارج عمومی افزایش یابد. درخواست

---

[1] Gemmell et al.
[2] Gharebaghian
[3] Maddah et al.
[4] Fasiani

شهروندان برای افزایش مخارج عمومی این امکان را برای دولت فراهم می‌کند تا هزینه‌های خود را افزایش دهد. این مسئله موجب گسترش بیش از حد بخش عمومی و همچنین ایجاد کسری بودجه‌های بزرگ خواهد شد (مداح و فراهتی[1]، ۱۳۹۴).

۲-۲- ادبیات تجربی

مداح و صادقی (۱۳۹۲)، به بررسی روند توهم مالی در اقتصاد ایران پرداختند. آنها تحلیلی تجربی از برآورد شاخص توهم مالی برای اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۱ با به کارگیری رویکرد معادلات ساختاری در قالب مدل شاخص‌های چندگانه-علل چندگانه[2] ارائه دادند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد اندازه بار مالیاتی مهمترین علت اندازه توهم مالی است که سیاست‌گذاران به دنبال پنهان کردن این بار مالیاتی از طریق توهم بدهی-های دولت و توهم مخارج مصرفی بخش خصوصی نسبت به سطوح بدهی هستند. همچنین روند توهم مالی در دوره بررسی شده سیر صعودی داشته و نشان می دهد که سیاست‌گذاران مالی طی این سال‌ها از تدابیر توهم مالی به منظور تحریف ادراکات مالیات-دهندگان از بار مالیاتی بهره برده‌اند.

مداح و همکاران (۱۳۹۳) بر اساس تئوری‌های انتخاب عمومی، رابطه توهم مالی و تقاضا برای مخارج دولت را در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۶۰ الی ۱۳۹۰ بررسی کردند بدین منظور، از یک مدل استاندارد رأی‌دهنده میانه برای ترکیب توهم مالی از طریق مالیات‌های کمتر قابل رؤیت (غیرمستقیم) استفاده نمودند. یافته‌های پژوهش نشان می دهد که توهم مالی در ایران ناشی از سهم زیاد درآمد نفتی در بودجه دولت است و قابل رؤیت نبودن مالیات با افزایش مخارج دولت همراه نیست.

مداح و همکاران (۱۳۹۳)، به تحلیل تجربی پویایی مخارج عمومی در اقتصاد ایران در چارچوب مدل رأی‌دهنده میانه و با وجود توهم مالی طی سال‌های ۱۳۶۰ الی ۱۳۹۰ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌هد که افزایش سهم مالیات در درآمدهای دولت بر رشد مخارج عمومی اثر ندارد. زیرا بخش عظیمی از رشد مخارج عمومی از طریق درآمدهای نفتی توضیح داده می‌شود و این امر نشان دهنده توهم مالی مؤدیان مالیاتی رأی دهنده است.

---

[1] Maddah & Farahati (2014)

[2] Multiple Indicators- Multiple Causes (MIMIC)

مداح و فراهتی (۱۳۹۴)، فرضیه وجود توهم مالی در اقتصاد ایران را با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۰ مورد آزمون و تحلیل تجربی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهد که نخست، رابطه علّی منفی از طرف درآمد مالیات‌های غیرمستقیم به طرف مخارج دولت وجود دارد و این یافته پدیده توهم مالی را در بخش مالیات‌های غیرمستقیم در اقتصاد ایران تأیید می‌کند. دوم، توهم مالی تنها در حالت کاهش مالیات‌های غیرمستقیم در ایران برقرار است و رابطه علیت گرنجری به هنگام تغییرات مثبت مالیات‌های غیرمستقیم وجود ندارد.

مداح و همکاران (۱۳۹۵)، در چارچوب الگوی ارتباطات خطی ساختاری (لیزرل) ارتباط توهم مالی و اقتصاد سایه‌ای را در ایران را طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۷ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که اقتصاد سایه دارای اثر مثبت بر توهم مالی است. این یافته بیانگر آن است که وجود یک اقتصاد سایه بزرگ در ایران، رشد مثبتی در توهم مالی به وجود آورده است که یکی از پیامدهای آن رشد بدهی‌های دولت می‌باشد. همچنین اندازه توهم مالی متاثر از بار مالیاتی بوده و دولت از آن در جهت انحراف ادراک مؤدیان مالیاتی استفاده می‌کند.

ساسگروبر و تیران[1] (۲۰۰۳)، فرضیه استوارت میل از توهم مالی و نحوه شکل‌گیری مالیات را به عنوان علت توهم مالی بررسی نمودند. نتایج این مطالعه تأییدکننده فرضیه میل است. به نحوی‌که بار مالیاتی ناشی از مالیات غیرمستقیم کمتر از حد برآورد شده است درحالی‌که در حالت مالیات مستقیم این نتیجه حاصل نشده است.

مورائو (۲۰۰۷)، چرخه‌های سیاسی بودجه و توهم مالی را طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۶ بررسی نموده و نشان می‌دهد که بدون در نظر گرفتن اثرات توهم مالی به عنوان یک فرآیند پیچیده پنهان‌سازی شرایط واقعی مالی از سوی عوامل سیاسی (سیاست‌گذاران و رأی‌دهندگان)، تعادل دولت در زمان انتخابات به سمت پایین جابه‌جا شده و مازاد دولت پس از انتخابات به سمت بالا جابه‌جا می‌شود. همچنین با در نظر گرفتن پدیده توهم مالی، کشورهایی با میزان شاخص توهم مالی بیشتر، بدترین کسری بودجه را نشان می دهند.

[1] Sausgruber & Tyran

بوئن و همکاران[1] (۲۰۱۲)، ارتباط بین توهم مالی و اقتصاد سایه‌ای را در ۱۰۴ کشور را با استفاده از مدل MIMIC طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۸۹ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که بدلیل آنکه دولت می‌تواند از طریق ایجاد توهم مالی، اقتصاد سایه را کنترل کند؛ دو متغیر پنهان توهم مالی و اقتصاد سایه ارتباط بسیار نزدیکی با هم دارد.

دل‌آنو و دالری[2] (۲۰۱۲)، به منظور تحلیل تجربی توهم مالی، شاخص توهم مالی را برای ۲۸ کشور اروپایی طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۸ توسعه دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که نسبت خود اشتغالی به اشتغال کامل، اندازه بار مالیاتی، سطح آموزش شهروندی از عوامل توضیح‌دهنده توهم مالی است. همچنین، سیاست‌گذاران سعی در پنهان کردن بار مالیاتی با استفاده از توهم بدهی، مالیات بر دستمزد ثابت و مالیات بر نیروی کار دارند.

دل‌آنو و مورائو[3](۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای با عنوان توهم مالی در جهان، با استفاده از مدل MIMIC و داده‌های پانل ۵۰ کشور طی سال‌های ۲۰۰۰ تا۲۰۰۸ نشان دادند که در کشورهای با اقتصاد سایه بزرگتر، توهم مالی بزرگتری وجود دارد.

ابات و جونز[4] (۲۰۱۵) اثر توهم مالی در مخارج دولتی در ۳۶ ایالت آمریکا را طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰ به طور تجربی آزمودند. نتایج این تحقیق بر این نکته مهم اشاره دارد که بیشتر بودن توهم مالی، نوعی ولع در دولت‌های ایالتی ایجاد می‌کند به نحوی که فشار سیاستمداران برای افزایش مخارج عمومی مادامی که درآمدهای دولت افزایش می‌یابد قویتر می‌شود.

جرارد و نگانگیو[5] (۲۰۱۵)، با استفاده از یک مدل داده‌های تابلویی، به بررسی رابطه بین توهم مالی و سیاست بودجه در ۱۵ کشور آفریقایی پرداختند. در این مقاله از داده‌های سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۸۰ استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که یک ارتباط مثبت و معناداری بین توهم مالی و کسری بودجه وجود دارد.

گازجوسکا[6] (۲۰۱۶) به بررسی تجربی عملکرد سیستم جاری مالی در هلند که بر اساس حکومت مستقل محلی است، با توجه به توهم مالی پرداخته است. نتایج این بررسی نشان

---

[1] Buehn et al.
[2] Dell Anno & Dollery
[3] Dell Anno & Mourşo
[4] Abbott & Jones
[5] Gerard & Ngangue
[6] Guziejewska

می‌دهد این سیستم مالی که بر اساس درآمدهای انتقالی است، منجر به ایجاد و حفظ توهم مالی می‌شود.

داویدسن[1] (۲۰۱۸)، رابطه بین پوپولیست و توهم مالی را بررسی می‌کند. این مقاله در پی پاسخ به این سوال است که آیا توهم مالی هدف سیاستی پوپولیستی است؟ نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌مداران از توهم مالی برای پیشبرد اهدافشان استفاده می‌کنند و رأی-دهندگان به نوعی قربانیان فرصت‌طلبان سیاسی‌اند و این امر به افزایش پوپولیست ارتباطی ندارد. در واقع پوپولیست متغیر توضیح دهنده ضعیفی برای توضیح ارتباط بین عقاید سیاسی و سیاست‌های اقتصادی است.

۳- ارائه الگوی پژوهش و تبیین روش برآورد

۳-۱- ارائه الگوی پژوهش

با مروری بر مطالعات تجربی صورت گرفته نظیر مداح و فراهتی (۱۳۹۴)، جرارد و نگانگیو (۲۰۱۵)، ابات و جونز (۲۰۱۶)، در پژوهش حاضر جهت بررسی تأثیر توهم مالی بر سیاست بودجه تصریح الگو به شرح زیر است:

$$BDR_{it} = \theta_i + \beta_1 BDR_{it-1} + \beta_2 FR_{it} + \beta_3 LnExR_{it} + \beta_4 TrO_{it} + \beta_5 Inf_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

که در آن:

BDR معرف سیاست بودجه‌ای بوده و از تقسیم کسری بودجه بر تولید ناخالص داخلی بدست می‌آید. BDR_{t-1} وقفه‌ی اول نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی است. این متغیر با این منطق و واقعیت اقتصادی که کسری بودجه دوره جاری متأثر از کسری دوره قبل می‌باشد وارد الگو شده و الگو از قالب و فضای داده‌های تابلویی ایستا به داده‌های تابلویی پویا تبدیل شده است. FR متغیر توضیحی اصلی و بیانگر شاخص توهم مالی است. این شاخص، شاخصی مرکب از نرخ مالیات بر درآمد اشخاص، نرخ مالیات بر درآمد شرکت‌ها و درآمد مالیاتی کل به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی بوده و بصورت زیر توسط بنیاد هریتیج محاسبه می‌شود:

در محاسبه آزادی مالی (FR)، به هر یک از این متغیرهای عددی، به طور مساوی وزنی برابر ۱/۳ داده می‌شود. نمره‌های آزادی مالی با یک تابع هزینه درجه دوم محاسبه می

[1] Davidson

شود که منعکس‌کننده کاهش درآمد حاصل از نرخ‌های بسیار بالای مالیاتی است. داده‌ها برای هر عامل به یک مقیاس ۱۰۰ نمره‌ای، با استفاده از معادله زیر تبدیل می‌شود:

$$\text{Fiscal Freedom} = 100 - \alpha(\text{factor}_j)^2 \qquad (۲)$$

که در آن Fiscal Freedom نشان‌دهنده آزادی مالی و یک پراکسی از توهم مالی است. factor_j نشان‌دهنده ارزش (بر اساس یک مقیاس صفر تا صدی) برای عامل j و α یک ضریب که برابر ۰/۰۳ است. حداقل نمره برای هر عامل، صفر است که در معادله بالا نیاورده شده ولی از آن استفاده می‌شود، زیرا به این معنی است که هیچ بار مالیاتی بالایی، دو عامل دیگر را بی‌اهمیت و نامربوط نمی‌سازد. این شاخص شامل سه فاکتور بالاترین نرخ نهایی مالیات بر درآمد، بالاترین نرخ نهایی مالیات بر درآمد شرکت‌ها، و بار مالیاتی کل به عنوان درصدی از GDP است. توسط بنیاد هریتیج برای اندازه‌گیری بار مالیاتی که دولت بر مؤدیان مالیاتی تحمیل می‌کند، ارائه شده است. مطابق با مطالعاتی نظیر سنندجی و والاس[1] (۲۰۱۱)، دل‌آنو و مورائو (۲۰۱۲)، دل‌آنو و دالری (۲۰۱۲) و مداح و صادقی (۱۳۹۲) افزایش بار مالیاتی بزرگ‌ترین انگیزه‌ها را برای سیاست‌گذاران در جهت تحریف درک و تصور مودیان مالیاتی شکل می‌دهد و از این طریق توهم مالی افزایش می‌یابد. مداح و همکاران (۱۳۹۵) نیز در مطالعه خود مطرح نمودند که سیاست‌گذاران در هنگام بالا بودن فشار مالیاتی راحت‌تر می‌توانند در جهت درک نادرست شهروندان نسبت به بار مالیاتی و به عبارتی دیگر توهم مالی حرکت کنند و بار مالیاتی دارای اثر مثبت بر اندازه توهم مالی است. بر این اساس می‌توان از شاخص ارائه شده توسط بنیاد هریتیج (رابطه۲) که به نوعی بار مالیاتی را اندازه‌گیری می‌کند؛ به عنوان پراکسی از توهم مالی استفاده کرد. به نحوی که مطابق با مداح و همکاران (۱۳۹۵) که میزان بار مالیاتی دارای اثر مثبت بر توهم مالی است؛ هرچه این شاخص بزرگتر باشد توهم مالی نیز بزرگتر است. جرارد و انگانگو (۲۰۱۶) نیز از این شاخص به عنوان معیاری برای توهم مالی و بررسی اثر آن بر سیاست بودجه استفاده نمودند. لازم به ذکر است که نباید این شاخص با شاخص Financial Freedom (که آن هم آزادی مالی ترجمه شده است) اشتباه گرفته شود. طبق تعریف بنیاد هریتیج، Financial Freedom شاخصی است که شدت نظارت دولت بر خدمات مالی، میزان دخالت دولت در بانک‌ها و سایر بنگاه‌های مالی از طریق مالکیت مستقیم و غیرمستقیم، تاثیر دولت بر تخصیص اعتبار و آزادی رقابت خارجی را ارزیابی

[1] Sanandaji & Wallace

می‌کند. در واقع مقادیر بالاتر این شاخص نشان‌دهنده کارایی بانکداری و استقلال از کنترل و دخالت دولت در بخش مالی است.

ExR نشـان دهنده نرخ ارز اسـت. طبق مبانی نظری در ادبیات اقتصـاد، افزایش نرخ ارز موجب کاهش ارزش پول داخلی در بازارهای جهانی شـده و موجب افزایش صادرات و از طریق گران شـدن واردات موجب کاهش واردات شده و کسری بودجه را کاهش می‌دهد. از طرفی افزایش نرخ ارز باعث گران شـدن واردات کالاهای سـرمایه‌ای و مواد اولیه تولید شـده و هزینه‌های تولید را افزایش می‌دهد. در این شرایط به بودجه فشار آمده و کسری بودجـه افزایش می‌یابد. درنتیجه اثر نهایی نرخ ارز بر کسـری بودجه مبهم می‌باشـد و بستگی به برآیند این دو اثر دارد.

TrO بیانگر درجه‌ی باز بودن اقتصـاد اسـت که از مجموع صـادرات و واردات تقسـیم بر تولید ناخالص داخلی حاصـل می‌شـود. Inf بیانگر نرخ تورم اسـت. در ادبیات اقتصـادی موجود در زمینه نقش و اثر تورم بر درآمدهای مالیاتی، تانزی[1] برای اولین بار مطرح کرد که تورم باعث کاهش ارزش حقیقی درآمدهای مالیاتی می‌شـود. وی معتقد اسـت که افزایش تورم ممکن اسـت درآمدهای حقیقی را به دلیل تأخیر در پرداخت مالیات‌ها که یک پدیده بسـیار مرسوم در کشورهای در حال توسعه است، کاهش داده و احتمال وقوع کسـری بزرگتر را نیز بالا ببرد و هرچقدر تأخیر در پرداخت مالیات بیشـتر و سـیسـتم مالیاتی انعطاف کمتری داشـته باشـد، تأثیر تورم بر درآمدهای حقیقی مالیاتی و به تبع آن گسـترش کسـری بودجه بیشـتر خواهد بود. از سوی دیگر در ادبیات اقتصادی، تورم می‌تواند بر مخارج حقیقی نیز اثر بگذارد. برکسـین ترونی اولین اقتصاددانی بود که رابطه بین کسـری بودجه و تورم را مورد مطالعه قرار داد و به این نتیجه رسـید که رابطه بین کسری بودجه و تورم می‌تواند منفی باشد. پاتینکین[2] در سال ۱۹۹۳ نشان داد که چگونه فشـارهایی مانند مصالح سیاسی می‌تواند منجر به استفاده از تورم به منظور از بین بردن بار سـنگین اختلاف مخارج اسمی دولت از درآمدهایش می‌شود. به بیان دیگر وی معتقد اسـت زمانی که تقاضای مخارج بیش از درآمدهای دولت باشد، دولت برای تأمین مخارج مورد تقاضا می‌تواند از بانک مرکزی استقراض نماید و این عمل موجب افزایش نرخ تورم و به تبع آن کاهش مخارج حقیقی دولت خواهد شد. در واقع اثر تانزی از ناحیه درآمدها

[1] Tanzi
[2] Patinkin

و اثر پاتینکین از ناحیه هزینه‌ها، کسری بودجه را تحت تأثیر قرار می دهند (بیگدلی و مقصودی، ۱۳۸۴). بنابراین اثر نهایی تورم بر کسری بودجه مبهم است و با توجه به شرایط هرکشور و نحوه بر هم کنش این دو اثر، نتیجه نهایی آن متفاوت است.

t بیانگر زمان یا دوره پژوهش است که مشتمل بر سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ است. همچنین i بیانگر کشورها یا مقاطع می‌باشد. در مطالعه حاضر، از گروه کشورهای در حال توسعه بر اساس موجود بودن داده‌ها و اطلاعات، ۲۹ کشور انتخاب شده است که عبارت از بنگلادش، بلاروس، بلیز، برزیل، بلغارستان، کاستاریکا، جمهوری دومینیکن، مصر، گرجستان، گواتمالا، هندوراس، هند، ایران، جامائیکا، اردن، کنیا، موریس، مولداوی، مغولستان، نیکاراگوئه، پرو، فیلیپین، رومانی، سریلانکا، سورینام، سوازیلند، تایلند، اکراین، ویتنام است.

در پاسخ به سوالات مطرح شده در مقدمه، الگوی پژوهش با ورود متغیر مجازی به صورت تعاملی تعمیم می‌یابد به نحوی که در پاسخ به این پرسش که آیا در کشورهای صادرکننده نفت میزان اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه متفاوت از کشورهای غیرنفتی است یا خیر، متغیر مجازی اول بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} D_1 = 1 & \text{کشورهای صادر کننده نفت} \\ D_1 = 0 & \text{سایر کشورها} \end{cases}$$

این متغیر به صورت زیر در قالب ضرب با متغیر توهم مالی وارد الگوی پژوهش می‌شود:

$$BDR_{it} = \theta_i + \beta_1 BDR_{it-1} + \beta_2 FR_{it} + \alpha D_1 FR_{it} + \beta_3 LnExR_{it} + \beta_4 TrO_{it} + \beta_5 Inf_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (۳)$$

اگر ضریب متغیر تعاملی (α) معنادار باشد بیانگر تفاوت در اندازه اثرگذاری بین دو گروه از کشورهای یاد شده است. برای پاسخ به سوال دوم که آیا در کشورهای با کسری بودجه بالاتر (از میانگین کشورها) میزان اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه متفاوت با سایر کشورهاست یا خیر، متغیر مجازی دوم بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} D_2 = 1 & \text{کشورهای با کسری بودجه‌ی زیاد} \\ D_2 = 0 & \text{سایر کشورها} \end{cases}$$

این متغیر نیز به صورت زیر در قالب ضرب با متغیر توهم مالی وارد الگوی پژوهش می شود:

$$BDR_{it} = \theta_i + \beta_1 BDR_{it-1} + \beta_2 FR_{it} + \gamma D_2 FR_{it} + \beta_3 LnExR_{it} + \beta_4 TrO_{it} + \beta_5 Inf_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (۴)$$

اگر ضریب متغیر تعاملی (γ) معنادار باشد بیانگر تفاوت در اندازه اثرگذاری بین دو گروه از کشورهای یاد شده است. برای پاسخ به سوال سوم که آیا کشورهای با درآمد بالا (مطابق با طبقه‌بندی بانک جهانی) نسبت به سایر کشورها، در میزان اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه متفاوت عمل می‌شود یا خیر، متغیر مجازی چهارم بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} D_3 = 1 & \text{کشورهای با درآمد بالا} \\ D_3 = 0 & \text{سایر کشورها} \end{cases}$$

این متغیر نیز به صورت زیر در قالب ضرب با متغیر توهم مالی وارد الگوی پژوهش می شود:

$$BDR_{it} = \theta_i + \beta_1 BDR_{it-1} + \beta_2 FR_{it} + \varphi D_3 FR_{it} + \beta_3 LnExR_{it} + \beta_4 TrO_{it} + \beta_5 Inf_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (۵)$$

اگر ضریب متغیر تعاملی (φ) معنادار باشد بیانگر تفاوت در اندازه اثرگذاری بین دو گروه از کشورهای یاد شده است. برای پاسخ به سوال چهارم که آیا در کشورهای با توهم مالی بالاتر (از میانگین کشورها) میزان اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه متفاوت است یا خیر متغیر مجازی به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{cases} D_4 = 1 & \text{کشورهای با توهم مالی بالا} \\ D_4 = 0 & \text{سایر کشورها} \end{cases}$$

این متغیر نیز به صورت زیر در قالب ضرب با متغیر توهم مالی وارد الگوی پژوهش می شود:

$$BDR_{it} = \theta_i + \beta_1 BDR_{it-1} + \beta_2 FR_{it} + \delta D_4 FR_{it} + \beta_3 LnExR_{it} + \beta_4 TrO_{it} + \beta_5 Inf_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (۶)$$

اگر ضریب متغیر تعاملی (δ) معنادار باشد بیانگر تفاوت در اندازه اثرگذاری بین دو گروه از کشورهای یاد شده است.

۳-۲- تبیین روش برآورد

با توجه به وجود وقفه متغیر وابسته در رابطه (۱) و به تبع آن در روابط (۳) تا (۶)، این الگوها به الگوی پویا در داده‌های تابلویی معروف است. لحاظ متغیر وابسته با وقفه در مدل، همراه با اثرات متقاطع (θ_i)، به دلیل ارتباط بین این دو موجب تورش داده‌های تابلویی پویا[1] شده و استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای برآورد پارامترها منجر

[1] Dynamic Panel Bias

به تورش در برآورد می‌شود. بر این اساس استفاده از تخمین‌زن‌های متغیر ابزاری نظیر تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و نظایر آن لازم می‌گردد. همان‌طورکه می دانیم در اقتصادسنجی داده‌های تابلویی پویا، بر مدل اجزای خطای خودرگرسیو مرتبه اول[1] با بعد مقطع N و بعد زمانی T تمرکز می‌شود به طوری که N بزرگتر از T است. الگوی پایه از داده‌های پشته‌ای پویا عبارتست از:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

جایی‌که $i = 1,2,\dots,N$ ،$t = 1,2,\dots,T$ و $|\alpha| < 1$ اسکالر است که در مدل تخمین زده می‌شود. همچنین x_{it} برداری (یک در k) از رگرسورها بوده و β نیز برداری (k در یک) از ضرایبی است که باید برآورد شود. ε_{it}، جمله خطای غیرقابل مشاهده است و از یک مدل جزء خطای یک‌طرفه[2] که شامل دو جزء است پیروی می‌کند:

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + u_{it} \quad (۸)$$

که در آن μ_i اثر غیرقابل مشاهده مقاطع[3] بوده که برای ناهمگنی مقاطع لحاظ می‌شود. u_{it} جمله مشخص و متمایز[4] می‌باشد. در اینجا فرض می‌شود که $\mu_i \sim i.i.d(0, \sigma_\mu^2)$ و $u_{it} \sim i.i.d(0, \sigma_u^2)$ است. به‌طوری‌که μ_i و u_{it} از یکدیگر و در طول مقاطع مستقل بوده و این‌که شوک‌های مشخص و متمایز به طور سریالی غیرهمبسته است. بنابراین داریم:

$$E[\mu_i] = E[u_{it}] = E[\mu_i u_{it}] = 0 \quad (۹)$$

جهت سادگی، فرض می‌شود پسماندها واریانس همسان بوده و فاقد خودهمبستگی هستند. علاوه بر آن با توجه به مطلوب بودن پایایی سری y_{it}، فرض شده است که $|\alpha| < 1$ است. گرچه ناهمگنی در میانگین سری y_{it} در طول مقاطع به دلیل وجود μ_i در مدل، پذیرفته شده است. بردار x_{it} شامل رگرسورهای برونزا و از پیش‌تعیین‌شده و احتمالاً شامل مقادیر با وقفه این متغیرها و وقفه‌های بالاتر متغیر وابسته می‌باشد. اثرات مقطعی ممکن است با متغیرهای لحاظ شده در بردار x_{it} مرتبط باشد. پویایی الگو نیز با لحاظ $y_{i,t-1}$ نشان داده شده است.

همانطور که بیان شد لحاظ متغیر وابسته با وقفه در مدل، همراه با اثرات مقاطع، به دلیل ارتباط بین این دو موجب تورش داده‌های تابلویی پویا می‌شود. بر اساس این مدل در

---

[1] First-Order Autoregressive Error-Components Model
[2] One-Way Error Component Model
[3] Unobservable Individual Effect
[4] Idiosyncratic

معادلات (۱) و (۳) تا (۶)، y_{it} تابعی از μ_i است؛ رابطه‌ای مشابه بین وقفه این متغیر و μ_i نیز وجود دارد چراکه μ_i طی زمان نامتغیر است. بنابراین وقفه متغیر با وقفه به عنوان یک رگرسور، با یک جزء جمله خطا مرتبط و باعث مشکل درونزایی شدید[1] شده است. به هنگامی که فرض برونزایی رگرسورها وجود ندارد؛ به‌کارگیری تخمین‌زن استاندارد حداقل مربعات معمولی برای معادلات یاد شده سازگار و ناتور نیست. تخمین ها حتی وقتی که فرض شود μ_i اثرات تصادفی است و حتی زمانی که u_{it} به طور سریالی غیر همبسته است نیز اریب و ناسازگار باقی می‌ماند. همچنین نمی‌توان با افزایش T به سمت به نهایت ($T \to \infty$) و یا با افزایش اندازه نمونه، سازگاری را حاصل نمود. می‌توان نشان داد که به هنگام وجود همبستگی مثبت بین $y_{i,t-1}$ و جمله خطای مرکب ($E(y_{i,t-1}, \varepsilon_{it}) > 0$)، تخمین-زن‌های حداقل مربعات معمولی تورش به سمت بالا دارد و از اینرو پارامتر α بیش از حد برآورد خواهد شد. بنابراین نیاز است تا مشکل درونزایی متوقف گردد. در این مورد می‌توان دو استراتژی را جایگزین نمود. نخست تبدیل داده‌های الگو به نحوی که اثرات ثابت مربوط به مقاطع از بین رفته و در نتیجه همبستگی بین رگرسورها حذف شود. دوم، حل مشکل درونزایی با به کارگیری ابزارهای معتبر برای $y_{i,t-1}$.

تخمین‌زن GMM در ادبیات اقتصاد، اول بار توسط هانسن[2] (۱۹۸۲) و هانسن و سینگلتون[3] (۱۹۸۲) معرفی شد. تخمین‌زن GMM یک تخمین‌زن IV معمول است. هسته مرکزی برآورد GMM، فرمول‌بندی شرایط معنادار گشتاوری[4] است که به پارامترهای الگو اجازه می‌دهد تا به‌طور سازگاری برآورد شود. هانسن (۱۹۸۲) دریافت که ماتریس وزنی بهینه‌ای که تخمین زن GMM را کارا می‌کند؛ ماتریسی است که در آن، وزن‌های بکار رفته برای هر گشتاور، عکس واریانس یا کوواریانس آنهاست. بر این اساس وی تخمین‌زن GMM کارا (EGMM) را ارائه نمود که به تخمین‌زن 2SLS معروف است. این تخمین‌زن همچنین تخمین‌زن یک‌مرحله‌ای[5] نیز نامیده می‌شود. از آنجا که برآورد با تخمین‌زن GMM یک مرحله‌ای خود نیازمند به استفاده از پسماند برآوردی از الگوی اولیه است از اینرو در عمل، فرایند GMM دو مرحله‌ای[6] پذیرفته می شود. آلتونجی و

---

[1] Severe Endogeneity Problem
[2] Hansen
[3] Singlton
[4] Meaningful Moment Conditions
[5] One-Step GMM Estimator
[6] Two-Step GMM Estimator

سگال[1] (۱۹۹۶) و آرلانو و باند (۱۹۹۱) نشان می‌دهند که برآوردگر GMM دو مرحله‌ای بهینه از این تورش داده‌های کوچک رنج می‌برد. همچنین همان طور که به‌طور دقیق در رودمن (۲۰۰۹) بحث می‌شود، واریانس گشتاورهای تجربی می تواند در نمونه‌های محدود به‌طور ضعیف تخمین‌زده شود. در نتیجه می‌تواند وزنی غیر صحیح از مشاهدات وجود داشته باشد. برآورد ضرایب ناتور باقی مانده ولی خطای معیار سهواً و به اشتباه، خوب به نظر می‌رسد. از دیدگاه تجربی، تفاوت‌های زیاد بین برآوردهای یک مرحله‌ای و دومرحله‌ای ممکن است، علامتی از تورش داده‌های محدود باشد. آرلانو و باند(۱۹۸۲) تخمین‌زن GMM را برای برآورد الگو در تفاضل مرتبه اول استفاده کردند:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \Delta u_{it} \qquad (۱۰)$$

تخمین‌زن DIFF از $\frac{(T-1)(T-2)}{2}$ شرایط گشتاوری IV استفاده می‌کند[2] که به‌صورت زیر است:

$$E\left[y_{i,t-2}\left(\Delta y_{it} - \alpha \Delta y_{i,t-1}\right)\right] = E\left(y_{i,t-2}\Delta u_{it}\right) = 0 \quad \text{for: } t = 3, \dots, T \qquad (۱۱)$$

در هر دوره زمانی کلیه وقفه‌های متغیر وابسته، به عنوان ابزار برای $\Delta y_{i,t-1}$ در دسترس است. این تخمین‌زن به تخمین‌زن دو مرحله‌ای تفاضلی (DIFF) آرلانو- باند معروف است. تخمین‌زن دو مرحله‌ای GMM-DIFF برای $N \to \infty$ و T ثابت، سازگار است و بطورکلی به هنگامی که $T \to \infty$ نیز سازگار است[3].

آرلانو و باند (۱۹۹۱) نشان دادند که تخمین‌زن دو مرحله‌ای GMM-DIFF، تنها تورشی کوچک در نمونه‌های محدود دارد و همچنین از واریانس کوچک‌تری نسبت به تخمین زن‌های متغیر ابزاری آندرسون و هسیائو (۱۹۸۱ و۱۹۸۲) برخوردار است. به هر حال مشکلی که آنها بر روی آن تاکید دارند، تخمین‌زن دو مرحله‌ای GMM-DIFF[4] است که تورش به پایین را، برای خطای معیار، به ویژه در نمونه‌های محدود بدست می‌دهد. بطورکلی تخمین‌زن دو مرحله‌ای GMM-DIFF از تورش شدید در نمونه‌های محدود رنج می‌برد؛ به‌ویژه وقتی که وقفه‌های متغیر وابسته، به‌طور ضعیف با تفاضل‌های مرتبه اول

---

[1] Altonji & Segal

[2] واضح است که $\Delta\epsilon_{it}$ و Δu_{it} معادل هستند. چراکه ϵ_{it} و u_{it} تنها در اثرت مقطعی (μ_i) متفاوت بوده که آن هم بوسیله تبدیل تفاضل مرتبه اول، حذف شده است.

[3] برای مطالعه بیشتر به آلوارز و آرلانو (۲۰۰۳) رجوع شود.

[4] Two-Step DIFF Estimator

متغیرهای درونزا در دوره بعدی، همبسته باشد[۱]. در این مورد، به هنگامی که ابزارها برای معادله تفاضل اول، ضعیف بوده و مشکل شناسایی نیز بوجود می‌آید. در الگوی داده‌های تابلویی AR(1)، وقتی که پارامتر اتورگرسیو نزدیک به واحد است یا وقتی که واریانس اثرات مقاطع (μ_i) بزرگتر از واریانس جمله اخلال (u_{it}) باشد؛ این مشکل بروز می‌کند[۲]. علاوه بر این بلوندل و باند (۱۹۹۸) نشان می‌دهند که مشکل ابزارهای ضعیف بویژه زمانی- که، بعد زمانی T کوچک است، برجسته است.

بلوندل و باند (۱۹۸۸) نشان دادند که تحت فرض پایایی خفیف برای شرایط اولیه y_{i1}، می‌توان تخمین‌زن دو مرحله‌ای سیستمی از GMM، (Two Step SYS-GMM) را به کار گرفت. تخمین‌زنی که از وقفه تفاضل اول سری y_{it}، (Δy_{it}) به عنوان ابزار در سطح استفاده می‌کند. علاوه بر این از وقفه y_{it} در سطح به عنوان ابزار برای معادلات تفاضل اول استفاده می‌کند. به طور خاص، تحت این فرض که انحرافات شرایط اولیه y_{i1} از میانگین بلندمدت ($\frac{\mu_i}{1-\alpha}$) با میانگین بلندمدت ($\frac{\mu_i}{1-\alpha}$) ناهمبسته شده است[۳]، می‌توان نوشت که $E(\Delta y_{i,2}\eta_i) = 0$[۴]. با به‌کارگیری فروض ضعیف و استاندارد، که در آن $E(\Delta u_{it}\mu_i)$ برای $i = 1,2,\dots,N$ و $t = 3,4,\dots,T$ برابر صفر است، $T-2$ شرط متعامدی اضافی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$E\left(\Delta y_{i,t-1}(\mu_i + u_{it})\right) = E(\Delta y_{i,t-1}\varepsilon_{it}) = 0 \quad \text{for: } t = 3,4,\dots,T \qquad (۱۲)$$

این شرایط جدید گشتاوری اجازه می‌دهد، تا از وقفهٔ تفاضل اول y_{it} (برای مثال Δy_{t-1} برای $t = 3,4,\dots,T$) را به عنوان ابزار برای $y_{i,t-1}$ در سطح، استفاده شود. ماتریس ابزار برای معادلات درسطح می‌تواند به‌صورت زیر تعریف شود:

$$Z_{L,i} = \begin{pmatrix} \Delta y_{i2} & 0 & 0 & \cdots & 0 & \cdots & \vdots \\ 0 & \Delta y_{i3} & \Delta y_{i2} & \cdots & 0 & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \Delta y_{i,T-1} & \cdots & \Delta y_{i2} \end{pmatrix} \qquad (۱۳)$$

---

[۱] برای مطالعه این مورد به بلوندل و باند (۱۹۹۸) رجوع شود.

[۲] برای بحث بیشتر به باند (۲۰۰۲) رجوع شود.

[۳] به عبارت دیگر لازم است که $E[(y_{i1} - \frac{\mu_i}{1-\alpha})\mu_i] = 0$ باشد. نیاز است تا انحراف شرایط اولیه از میانگین بلندمدت به اثرات ثابت همبسته نباشد. برای مطالعه بیشتر در این مورد به بلوندل و باند (۱۹۹۸)، بالتاجی (۲۰۰۸)، بلوندل و دیگران (۲۰۰۱) و رودمن (۲۰۰۹) رجوع شود.

[۴] فرض پایایی در بالا نشان می‌دهد که y_{it} به میانگین بلندمدت از دوره $t = 2$ به بعد همگرا است. بلوندل و باند(۱۹۹۸a) رودمن (۲۰۰۹) این رابطه را اثبات کردند. در نتیجه $E(\Delta y_{i,2}\eta_i) = 0$.

جایی‌که، سطر اول متناظر با $t = 3$ و سطر آخر متناظر با $t = T$ است. قیود گشتاوری اضافی می‌تواند به طور کامل به‌صورت زیر نوشته شود:

$$E(\acute{Z}_{L,i}\varepsilon_i) = 0 \text{ with } \varepsilon_i = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i3} \\ \varepsilon_{i4} \\ \vdots \\ \varepsilon_{iT} \end{pmatrix} \quad (۱۴)$$

تخمین‌زن GMM برای معادله درسطح، عبارت است از:

$$\hat{\alpha}_{level} = (\acute{y}_{-1}Z_L W_N \acute{Z}_L Y_{-1})^{-1}(\acute{y}_{-1}Z_L)W_N \acute{Z}_L Y_{-1} \quad (۱۵)$$

جایی‌که y_{-1} برداری است که وقفه اول y_i را در هر دوره شامل می‌شود. بلوندل و باند(۱۹۹۸) تخمین‌زن GMM سیستمی را پیشنهاد می‌کنند که از هر دو مجموعه از شرایط گشتاوری در معادلات (۱۳) و (۱۴) بهره می‌گیرد. مجموعه کامل شرایط برای آن عبارتست از:

$$E(y_{i,t-2}\Delta\varepsilon_{it}) = 0 \quad \text{for: } t = 3, \dots, T$$
$$E(\varepsilon_{it}\Delta y_{i,t-1}) = 0 \quad \text{for: } t = 3, \dots, T \quad (۱۶)$$

این سیستم، مشتمل بر $(T-2)$ معادله در تفاضل مرتبه اول و $(T-2)$ معادله در سطح برای $t = 3, 4, \dots, T$ است. ماتریس کامل ابزارها برای آن عبارت است از:

$$Z_{SYS,i} = \begin{pmatrix} Z_{D,i} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i3} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \Delta y_{i,T-2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z_{D,i} & 0 \\ 0 & Z_{L,i} \end{pmatrix} \quad (۱۷)$$

تخمین‌زن GMM بر اساس آن عبارت است از:

$$\hat{\alpha}_{SYS} = (\acute{q}_{-1}Z_{SYS}W_N\acute{Z}_{SYS}q_{-1})^{-1}(\acute{q}_{-1}Z_{SYS}W\acute{Z}_{SYS}q_i) \quad (۱۸)$$

جایی‌که در آن $q_i = (\Delta y_i', y_i')$. شرایط گشتاوری اضافی برای معادلات در سطح و از این رو اعتبار تفاضل‌های با وقفه به عنوان ابزار، ابتدا توسط آرلانو و بوور (۱۹۹۵) پیشنهاد شد. بلوندل و باند (۱۹۹۸) رهیافت آرلانو و بوور (۱۹۹۵) را گسترش داده و نشان می‌دهند که قیود گشتاوری اضافی، معتبر باقی می‌ماند. همچنین فروضی را بر شرایط اولیه تعریف می‌کنند که تحقق آن برای معتبر بودن تخمین‌زن دو مرحله‌ای گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی لازم است. در تخمین‌زن دو مرحله‌ای GMM-SYS، می‌توان از نزدیک‌ترین وقفه‌های تفاضل اول به عنوان ابزار برای معادلات در سطح و همچنین از وقفه در سطح، به عنوان ابزار برای معادلات در تفاضل مرتبه اول استفاده نمود. استفاده وقفه‌های اضافی

از تفاضل‌های مرتبه اول، شرط گشتاوری زائدی را نتیجه خواهد داد[1]. بلوندل و باند (۱۹۹۸) نشان می‌دهند که تخمین‌زن دو مرحله‌ای GMM-SYS تا حد زیادی کاراتر از تخمین‌زن دو مرحله‌ای GMM-DIFF است وقتی سری پایا است، سطوح با وقفهٔ y_{it} صرفاً ابزارهای ضعیفی برای معادلات در تفاضل مرتبه اول هستند؛ درحالی‌که وقفه تفاضل-های مرتبه اول به عنوان ابزار، مفید باقی می‌ماند و از اینرو ابزارهای معتبری برای معادلات در سطح محسوب می‌شود. بدین منظور، عموماً از دو آماره خودهمبستگی (m_j) و سارگان[2] استفاده می‌شود. آماره m_j برای آزمون عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات خطا و آماره سارگان برای آزمون اعتبار ابزارهای بکار برده شده در مدل است. در این تحقیق، به دلیل کارایی بیشتر تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی نسبت به تخمین‌زن-های رقیب، از تخمین‌زن دو مرحله‌ای GMM-SYS برای برآورد الگو (با نرم‌افزار استتا) استفاده شده است.

۴- توصیف داده‌ها

جدول زیر میانگین داده‌های مربوط به توهم مالی و کسری بودجه را نشان می‌دهد. با توجه به داده‌های جدول (۱)، بیشترین میانگین شاخص توهم مالی در طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ مربوط به کشور گرجستان به میزان ۸۹/۸۶ و کمترین میانگین مربوط به کشور سورینام به میزان ۶۶/۸۶ است. این مقدار در کشور ایران معادل ۷۰/۷۳ است. کشورهای موریس و جمهوری دومینیکن به ترتیب در رتبه دوم و سوم قرار دارند. همچنین بیشترین میانگین کسری بودجه بر GDP، طی سال‌های ۲۰۰۰ الی ۲۰۱۴ مربوط به کشور مصر به میزان ۵/۰۷ است و کمترین میزان مربوط به کشور ایران معادل ۷/۹۵- است. کشورهای اردن و سریلانکا بعد از مصر، به ترتیب در رتبه دوم و سوم قرار دارند. همچنین در رابطه با توهم مالی، میانگین کل کشورها برابر ۷۷/۹۲ است که نشان از میانگین توهم مالی نسبتاً بالای کشورهای در حال توسعه دارد. در مورد کسری بودجه به GDP، میانگین کل کشورها برابر ۲/۰۸ است که نشان می‌دهد این کشورها به طور میانگین طی این ۱۵ سال، دچار کسری بودجه می‌باشند.

---

[1] برای بحث بیشتر در این مورد به آرلانو و بوور (۱۹۹۵)، بلوندل و باند (۱۹۹۸)، باند (۲۰۰۲) و رودمن (۲۰۰۹) رجوع شود.

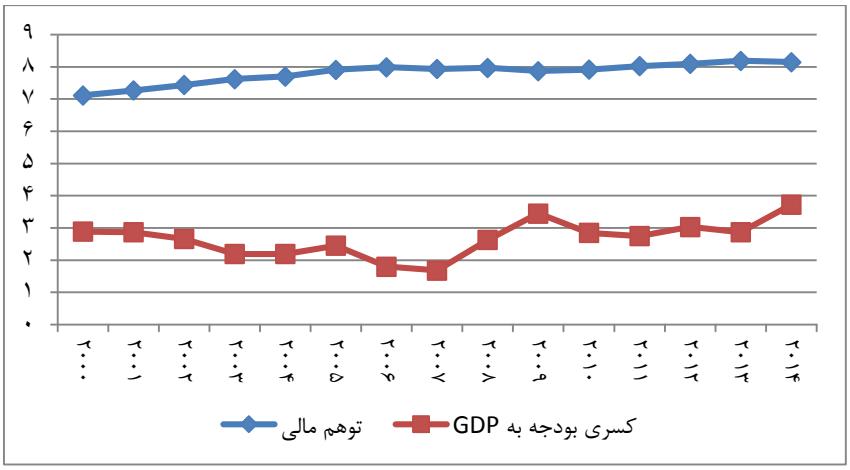
[2] Sargan

جدول(۱): میانگین توهم مالی و کسری‌بودجه بر GDP، در سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۰

کشور	توهم مالی	کسری بودجه بر GDP	کشور	توهم مالی	کسری بودجه بر GDP
بنگلادش	۷۷/۲۶	-۰/۷۲	کنیا	۷۸	۰/۷۳
بلاروس	۷۷/۵۳	-۲/۳۰	موریس	۸۶/۶	۱/۱۵
بلیز	۷۷/۹۳	-۱/۰۵	مولداوی	۸۰/۲۶	۰/۶۳
برزیل	۷۷/۲۶	۲/۱۶	مغولستان	۷۴/۸۶	-۶/۵۸
بلغارستان	۸۰/۸۶	-۲/۹۱	نیکاراگوئه	۷۹/۹۳	۰/۲۶
کاستاریکا	۸۲/۶۶	۰/۶۷	پرو	۸۰/۳۳	-۱/۳۴
جمهوری دومینیکن	۸۴/۲۶	-۰/۸۵	فیلیپین	۷۷/۳۳	۰/۷۹
مصر	۷۸/۲	۵/۰۷	رومانی	۷۸/۰۶	۱/۹۳
گرجستان	۸۹/۸۶	۰/۵۷	سریلانکا	۷۶/۴۶	۴/۸۵
گواتمالا	۸۰/۳۳	۰/۹۶	سورینام	۶۶/۸۶	-۱/۴۸
هندوراس	۸۳/۸	۲/۰۱	سوازیلند	۷۰/۵۳	-۴/۳۵
هند	۷۶/۰۶	۳/۵۹	تایلند	۷۵/۶	-۱/۳۳
ایران	۷۰/۷۳	-۷/۹۵	اکراین	۷۵/۳۳	۲/۵۹
جامایکا	۷۶/۲۶	۲/۶۳	ویتنام	۶۹/۴	-۳/۶۸
اردن	۸۳/۴	۴/۹۱	-	-	-
میانگین کل کشورها				۷۷/۹۲	۲/۰۸

منبع: بانک جهانی، بنیاد هریتیج، محاسبات پژوهش

نمودار (۱) روند میانگین توهم مالی و کسری بودجه بر GDP را برای ۲۹ کشور مورد مطالعه در طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۰ نشان می‌دهد. همانطور که در نمودار مشخص است روند میانگین توهم مالی طی این ۱۵ سال یک روند افزایشی بوده و روند میانگین کسری بودجه بر GDP نیز روندی تقریباً افزایشی (و یا حداقل غیر کاهشی) است. همچنین می‌توان اظهار داشت که کسری بودجه تقریباً با وقفه‌ای کوتاه، همگام با توهم مالی حرکت کرده است. به نحوی‌که به هنگام افزایش در توهم مالی با یک وقفه کوتاه کسری بودجه نیز افزایش می‌یابد و به هنگامی که توهم مالی کاهش یابد، اندکی پس از آن کسری بودجه نیز دچار کاهش می‌شود.



نمودار(۱): روند حرکتی میانگین توهم مالی و کسری بودجه بر GDP در کشورهای مورد بررسی

منبع: محاسبات پژوهش

۵- برآورد الگو و ارائه نتایج

۵-۱- نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیصی

در روش داده‌های تابلویی پویا که از تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی استفاده می‌کند، لازم است سه آزمون (پسا برآوردی) که به آزمون‌های تشخیصی معروف است، مورد بررسی واقع شود. اولین آزمون، آزمون والد[1] است که به منظور بررسی معناداری همزمان متغیرهای توضیحی الگو انجام می‌گیرد. این آزمون از آماره کای‌دو با درجات آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است. فرضیه صفر این آزمون، صفر بودن تمام ضرایب کشورهای مورد مطالعه در سطح معناداری ده درصد می‌باشد. اگر احتمال آماره مورد نظر در آزمون والد کمتر از ده درصد باشد فرضیه صفر رد می‌شود که می‌توان نتیجه گرفت متغیرهای توضیحی مورد نظر بر متغیر وابسته تأثیرگذار بوده و به طور کلی، معناداری کل مدل تایید می‌شود. آزمون دوم، آزمون سارگان[2] است که برای بررسی معتبر بودن[3] متغیرهای ابزاری مورد استفاده در برآورد الگو است. فرضیه صفر این آزمون عدم وجود همبستگی بین متغیر ابزای و جمله اختلال را

[1] Wald
[2] Sargan
منظور از معتبر بودن متغیرهای ابزاری این است که متغیرهای ابزاری تعریف شده باید دارای همبستگی بالایی با متغیر وقفه‌دار مرتبه اول متغیر وابسته بوده؛ ولی، دارای همبستگی با جملات اختلال نباشد.

بیان می‌کند (ابزارها تا آن‌جا معتبر است که با خطاها در معادله تفاضلی مرتبه اول همبسته نباشد.)، پذیرش این فرضیه به معنای معتبر بودن متغیرهای ابزاری به کار گرفته شده در مدل می‌باشد. آزمون سوم آزمون خودهمبستگی آرلانو-باند[1] بوده و جهت اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی در جملات پسماند و همچنین تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات پسماند انجام می‌پذیرد. فرضیه صفر آزمون همبستگی سریالی که در آن جملات خطا در رگرسیون تفاضلی مرتبه اول همبستگی سریالی مرتبه دوم را نشان نمی‌دهند (عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم است)، که باید احتمال آماره آن بزرگ‌تر از ده درصد باشد تا عدم وجود همبستگی سریالی از مرتبه دوم تایید شود. برای آزمون خودهمبستگی مرتبه اول تحلیل‌ها برعکس مرتبه دوم است. آرلانو و باند (۱۹۹۱) نشان دادند که در تخمین GMM، جملات اخلال باید دارای خودهمبستگی سریالی مرتبه اول AR(1) بوده و دارای خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) نباشد. یعنی احتمال آماره در مرتبه اول کمتر از ده درصد و در مرتبه دوم بیشتر از ده درصد باشد. نتایج حاصل از سه آزمون مذکور در برآورد روابط (۱)، (۳) تا (۶) به شرح جدول (۲) می‌باشد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود نتایج به‌دست آمده از آماره آزمون والد در هر پنج برآورد، دلالت بر رد فرضیه صفر و پذیرش فرضیه مقابل یعنی، معناداری تمام ضرایب متغیرهای توضیحی این الگو دارد. در نتیجه متغیرهای به کار گرفته شده در الگو بر متغیر وابسته تأثیرگذار می‌باشد. نتایج به دست آمده از آماره آزمون سارگان نیز در هر پنج برآورد دلالت بر عدم رد فرضیه صفر (پذیرش فرضیه صفر) و معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف شده را داشته و بدین ترتیب متغیرهای ابزاری تعریف شده از اعتبار مناسب برخوردار است. به بیان دیگر متغیرهای ابزاری تعریف شده دارای همبستگی با جملات اختلال نمی‌باشد. نتایج حاصله از آزمون آرلانو-باند نیز حاکی از عدم پذیرش فرضیه صفر در مرتبه اول و پذیرش آن در مرتبه دوم در هر پنج برآورد است. براین اساس عدم وجود خودهمبستگی جملات اختلال در برآوردها تأیید می‌گردد.

[1] Arellano-Bond

جدول(۲): نتایج آزمون‌های تشخیصی در برآوردها

			برآورد اول	برآورد دوم	برآورد سوم	برآورد چهارم	برآورد پنجم
آزمون خود همبستگی آرلانو- باند	مرتبه اول	آمارهZ	-۳/۹۰	-۴/۰۹	-۴/۰۵	-۴/۱۳	-۴/۰۱
		Prob.	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
	مرتبه دوم	آمارهZ	-۰/۰۵۷	۰/۰۶۴	-۰/۱۱۸	-۰/۰۹۶	-۰/۰۸۴
		Prob.	۰/۹۵۴	۰/۹۵۰	۰/۹۰۵	۰/۹۲۳	۰/۹۳۳
آزمون سارگان		آماره χ^2	۲۷/۶	۲۵/۹	۲۵/۲	۲۶/۶	۲۴/۲
		Prob.	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰
آزمون والد		آماره χ^2	۳۷۴۷	۷۸۷۶	۳۷۵۵	۳۶۰۸	۶۱۰۲
		Prob.	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

پس از گزارش آزمون‌های تشخیصی نوبت به گزارش ضرایب برآوردی در روابط (۱)، (۳) تا (۶) می‌رسد. این نتایج در جدول (۳) گزارش شده است. مطابق با جدول (۳)، شاخص توهم مالی و تورم به عنوان افزاینده کسری بودجه اثر مثبت و معنادار بر کسری بودجه دارد. همچنین متغیرهای نرخ ارز و بازبودن تجاری به عنوان کاهنده کسری بودجه اثر منفی و معناداری را بر کسری بودجه نشان می‌دهد. تفسیر ضرایب در برآورد اول به عنوان الگوی پایه بدین شرح است که:

اندازه برآوردی ضریب توهم مالی معنادار و برابر با ۰/۰۳۸ است. بدین مفهوم که با افزایشی یک درصدی در توهم مالی، با فرض ثبات سایر عوامل، کسری بودجه در کشورهای درحال‌توسعه مورد بررسی به میزان ۰/۰۳۸ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه مطابق با انتظار و ادبیات اقتصادی مبنی بر اثر مثبت توهم مالی بر کسری بودجه است. زیرا در شرایط توهمی، برآورد کمتر از حد مخارج خدمات دولتی توسط مالیات‌دهندگان موجب می‌شود تا تقاضای آن‌ها برای مخارج عمومی افزایش یابد. درخواست شهروندان برای افزایش مخارج عمومی این امکان را برای دولت فراهم می‌کند تا هزینه‌های خود را افزایش دهد که این مسئله موجب گسترش بیش از حد بخش عمومی و همچنین ایجاد کسری بودجه‌های بزرگ خواهد شد.

ضریب برآوردی نرخ ارز معنادار و برابر با ۰/۳۴- بوده و بیانگر آن است که با فرض ثبات سایر عوامل، یک درصد افزایش در نرخ ارز منجر به کاهش ۰/۳۴ درصدی در کسری بودجه می‌شود. از منظر اقتصادی افزایش نرخ ارز در یک کشور موجب کاهش ارزش پول

ملی آن کشور می‌شود. این موضوع با ارزان کردن صادرات در بازارهای جهانی موجب افزایش صادرات کشور می‌شود که با افزایش کار و تولید در کشور باعث کاهش کسری بودجه کشور می‌شود. همچنین با گران شدن واردات موجب کاهش واردات شده و با کاهش مخارج دولت کسری بودجه را کاهش می‌دهد.

جدول(۳): نتایج برآورد الگو با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی

متغیرها		برآورد (۱)	برآورد (۲)	برآورد (۳)	برآورد (۴)	برآورد (۵)
		ضریب (Prob.)	ضریب (Prob.)	ضریب (Prob.)	ضریب (Prob.)	ضریب (Prob.)
وقفه اول متغیر وابسته		۰/۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۷۴ (۰/۰۰۰)	۰/۶۵ (۰/۰۰۰)	۰/۷۱ (۰/۰۰۰)	۰/۷۰ (۰/۰۰۰)
توهم مالی		۰/۰۳۸ (۰/۰۰۲)	۰/۰۲۵ (۰/۰۲۰)	۰/۰۱۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۸ (۰/۰۱۶)	۰/۰۲۰ (۰/۰۲۹)
نرخ ارز		-۰/۳۴ (۰/۰۰۱)	-۰/۲۶ (۰/۰۰۲)	-۰/۳۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۳۸ (۰/۰۰۰)	-۰/۲۷ (۰/۰۰۰)
باز بودن تجاری		-۱/۸۰ (۰/۰۲۷)	-۰/۷۱ (۰/۰۱۱)	-۰/۷۹ (۰/۰۱۸)	-۱/۲ (۰/۰۱۱)	-۲/۱۱ (۰/۰۲۴)
متغیرهای مجازی برای متغیر توهم مالی برای گروه کشورهای	تورم	۰/۰۳۴ (۰/۰۰۶)	۰/۰۲۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۹(۰/۰۰۰)	۰/۰۳۰ (۰/۰۰۰)
	صادرکننده نفت	-	۰/۰۲۳ (۰/۰۰۳)	-	-	-
	با کسری بودجه بالا	-	-	۰/۰۱۳ (۰/۰۱۳)	-	-
	با درآمد بالا	-	-	-	-۰/۰۰۶۳ (۰/۰۰۵)	-
	با توهم مالی بالا	-	-	-	-	۰/۰۰۹۵ (۰/۰۴۴)

متغیر وابسته در هر ۵ برآورد نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی است. برای هم مقیاس‌سازی متغیرها، نرخ ارز در مقیاس لگاریتمی است.

منبع: محاسبات پژوهش

باز بودن تجاری نیز مطابق با انتظار نظری با اثر منفی و معنادار همراه بوده و با ضریبی برابر با ۱/۸- بر کسری بودجه اثرگذار است. بدین صورت که با افزایشی یک درصدی در این عامل، کسری بودجه کاهشی ۱/۸ درصدی را تجربه خواهد نمود. درجه باز بودن

تجاری نشان‌دهنده میزان خرید و فروش انجام شده در یک کشور است. هرچه این میزان بیشتر باشد رشد اقتصادی بیشتر می‌شود و موجب افزایش کار و تولید و درآمد شده و از این طریق اثر منفی بر کسری بودجه می‌گذارد.

مطابق با انتظار نظری اندازه اثرگذاری معنادار تورم بر کسری بودجه مثبت بوده و برابر با ۰/۰۳۴ است. بدین تفسیر که تورم با افزایش یک درصدی، کسری بودجه را به میزان ۰/۰۳۴ درصد افزایش می‌دهد. این نتیجه نشان‌دهنده اثر تانزی است. طبق ادبیات مربوط، تورم در این کشورها باعث کاهش ارزش حقیقی درآمدهای مالیاتی شده، همچنین افزایش تورم درآمدهای مالیاتی حقیقی را به دلیل تأخیر در پرداخت مالیات‌ها، که یک پدیده مرسوم در کشورهای در حال توسعه است، کاهش داده و موجب کسری بودجه بزرگتر شده است.

همانطور که در بخش ارائه الگو مطرح شد متغیرهای مجازی با هدف پاسخ به سوالاتی خاص در راستای اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه در گروه‌های کشوری مختلف وارد الگوی پایه شده است. نتایج حاصله در ارتباط با این متغیرهای مجازی بدین شرح است که:

متغیر مجازی توهم مالی در برآورد دوم با هدف بررسی تفاوت اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه در کشورهای نفتی و غیرنفتی وارد شده است. ضریب برآوردی معنادار و برابر با ۰/۰۲۳ است. با توجه به اندازه ۰/۰۲۵ برای کشورهای پایه (یعنی برای کشورهایی که صادرکننده نفت نیستند)، این ضریب بدین مفهوم است که نخست، در کشورهای صادرکننده نفت، اندازه اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه بیش از سایر کشورها است و دوم، با افزایشی یک درصدی در توهم مالی، کسری بودجه به میزان ۰/۰۴۸ درصد افزایش می‌یابد. به عبارتی دیگر اثر توهم مالی بر کسری بودجه در کشورهای صادرکننده نفت بیش از (تقریباً دو برابر) سایر کشورهاست.

متغیرمجازی توهم مالی در برآورد سوم با هدف بررسی تفاوت اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه در کشورهای با کسری بودجه بالا نسبت به کشورهای با کسری بودجه پایین وارد شده است. ضریب برآوردی معنادار و برابر با ۰/۰۱۳ است. با توجه به اندازه ۰/۰۱۹ برای کشورهای پایه (یعنی برای کشورهایی که کسری بودجه‌شان پایین است)، این ضریب بدین مفهوم است که نخست، در کشورهای کسری بودجه بالا، اندازه اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه بیش از سایر کشورها است و دوم، با افزایشی یک درصدی در

توهم مالی کسری بودجه به میزان ۰/۰۳۲ درصد افزایش می‌یابد. به عبارتی دیگر اندازه اثر توهم مالی بر کسری بودجه در کشورهای با کسری بودجه بالا بیشتر است.

متغیر مجازی توهم مالی در برآورد چهارم با هدف بررسی تفاوت اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه در کشورهای با درآمد بالا نسبت به سایر کشورها وارد شده است. ضریب برآوردی معنادار و برابر با ۰/۰۰۶۳- است. با توجه به اندازه ۰/۰۲۸ برای کشورهای پایه، این ضریب بدین مفهوم است که نخست، در کشورهای با درآمد بالا، اندازه اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه کمتر از سایر کشورها بوده و دوم آنکه، در این کشورها با افزایشی یک درصدی در توهم مالی کسری بودجه به میزان ۰/۰۲۱۷ درصد افزایش می‌یابد.

متغیر مجازی توهم مالی در برآورد چهارم با هدف بررسی تفاوت اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه در کشورهای با توهم مالی بالا نسبت به کشورهای با توهم مالی پایین وارد شده است. ضریب برآوردی معنادار و برابر با ۰/۰۰۹۵ است. با توجه به اندازه ۰/۰۲۰ برای کشورهای پایه (یعنی برای کشورهایی که توهم مالی‌شان پایین است)، این ضریب بدین مفهوم است که نخست، در کشورهای با توهم مالی بالا، اندازه اثرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه بیش از سایر کشورها است و دوم، با افزایشی یک درصدی در توهم مالی کسری بودجه به میزان ۰/۰۲۹۵ درصد افزایش می‌یابد. به عبارتی دیگر اندازه اثر توهم مالی بر کسری بودجه در کشورهای با توهم مالی بالا بیشتر از کشورهای با توهم مالی پایین است.

۶- نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر به بررسی اثر توهم مالی بر سیاست بودجه‌ای در کشورهای منتخب در حال توسعه، برای دوره‌ی زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴، پرداخته شده است. برای این منظور از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی و تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (GMM ° SYS) استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که اثر شاخص توهم مالی بر کسری بودجه مثبت و از لحاظ آماری معنادار می‌باشد. همچنین نتایج حاصل از برآوردهای الگو با متغیرهای مجازی وارد شده نشان می‌دهد که:

- توهم مالی در کشورهای صادرکننده نفت بیشتر از (تقریباً دو برابر) سایر کشورها بر کسری بودجه موثر است. طبق مبانی نظری این مسئله مورد انتظار بوده است. در کشورهای صادرکننده نفت، درآمدهای حاصل از صادرات نفتی که وارد بودجه می‌شود، ارتباط بین مالیات و مخارج را بیش از پیش کمرنگ می‌کند و این مسئله توهم مالی را تشدید می‌کند.

توهم مالیِ بیشتر، از کانال تشدید افزایش تقاضای مؤدی مالیاتی برای مخارج عمومی، بر کسری بودجه اثر شدیدتری می‌گذارد.

- تاثیرگذاری توهم مالی بر کسری بودجه در کشورهای با کسری بودجه‌ی بالاتر بیشتر از کشورهای با کسری بودجه پایین‌تر است. این مسئله نیز مورد انتظار است زیرا کسری بودجه‌های بالاتر یعنی تطابق مالیات و مخارج کمتر و توهم مالی بیشتر، و در نتیجه اثرگذاری بیشتر بر کسری بودجه.
- توهم مالی بر کسری بودجه در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط، کمتر از کشورهای با درآمد پایین‌تر از متوسط است. این مسئله به این دلیل است که در محدوده مکانی پژوهش، کشورهای با درآمد پایین‌تر کسری بودجه بالاتری دارند، بنابراین طبق استدلال-های مطرح شده اثرگذاری بیشتر توهم مالی در این کشورها قابل قبول است.
- در کشورهای با توهم مالی بالاتر، اثر توهم مالی بر کسری بودجه بیشتر از کشورهای با توهم مالی پایین‌تر است. توهم مالی بالاتر یعنی شکاف بین مالیات و مخارج در ذهن مؤدی مالیاتی عمیق‌تر است و تقاضای مؤدیان برای افزایش مخارج عمومی بیشتر است. بیشتر بودن توهم مالی، نوعی ولع در دولت‌ها ایجاد می‌کند به نحوی که فشار سیاست مداران برای افزایش مخارج عمومی مادامی که درآمدهای دولت افزایش می‌یابد قویتر می‌شود. بدیهی است که اثر توهم مالی بر کسری بودجه در این کشورها بیشتر باشد.

توصیه سیاستی این یافته آن است که یک سیاست مالی هدف‌مند و جهت‌دار، به منظور کاهش شکاف بین سیاست‌گذاری و اجرای سیاست‌ها طراحی شود و سیاست‌های مالیاتی، مالی و پولی برای به حداقل رساندن اثرات تحریف کننده مالیات، باهم هماهنگ شوند. همچنین قانون‌گذاران باید شفافیت و نظارت را در دستور کار قرار دهند تا از ایجاد توهم مالی و در نتیجه بزرگ شدن دولت جلوگیری شود.

فهرست منابع

۱. سهرابی، حسینعلی، و غواصی کناری، محمد (۱۳۹۳). توهم مالی و ابزارهای حسابداری. *دانش حسابداری*، ۵(۱۷)، ۲۸-۷.

۲. ضیایی بیگدلی، محمدتقی و مقصودی، نصراله (۱۳۹۴). بررسی اثرات تورم بر کسری بودجه از لحاظ درآمد و مخارج دولت در اقتصاد ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۵(۳)، ۱۱۱-۸۱.

۳. گجراتی، دامودار (۱۳۸۹). *مبانی اقتصادسنجی*. ترجمه حمید ابریشمی، جلد دوم، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ ششم.

۴. مداح، مجید، جیحون تبار، فوزیه و رضاپور، زهره (۱۳۹۳). تحلیل تجربی پویایی مخارج عمومی در اقتصاد ایران در چارچوب مدل رأی دهنده میانه با وجود توهم مالی. *فصلنامه پژوهش ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲(۷۲)، ۲۱۶-۱۹۷.

۵. مداح، مجید، جیحون تبار، فوزیه و رضاپور، زهره (۱۳۹۳). توهم مالی و تقاضا برای مخارج دولت در اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۹(۴)، ۷۵۰-۷۲۹.

۶. مداح، مجید و صادقی، فرزانه (۱۳۹۲). بررسی روند توهم مالی در اقتصاد ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۱۰(۳)، ۱۱۳-۸۸.

۷. مداح، مجید، صفری، سولماز و صادقی، فرزانه (۱۳۹۵). ارتباط توهم مالی و اقتصاد سایه‌ای در ایران. *فصلنامه پژوهش ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۴(۷۸)، ۱۴۴-۱۲۱.

۸. مداح، مجید و فراهتی، محبوبه (۱۳۹۴). تحلیل تجربی توهم مالی در ایران (با تأکید بر نقش مالیات‌های غیر مستقیم). *پژوهشنامه مالیات*، ۲۴(۲۵)، ۹۸-۶۷.

1. Abbott, A., & Jones, P. (2015). Fiscal illusion and cyclical government expenditure: State government expenditure in the United States. *Scottish Journal of Political Economy*, 63(2), 135-242.
2. Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Fiscal discipline and the budget process. *The American Economic Review*, 86(2), 401-407.
3. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel date: Monte Carlo evidence and application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
4. Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data* (Vol. 1). John Wiley & sons.
5. Barro, R. J. (1974). Are government bonds bet wealth?. *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095-1117.
6. Bond, S. (2002). Dynamic panel models: A guide to micro data and practice. *Portuguese Economic Journal*, 1(2), 141-162.
7. Buehn, A., Dell Anno, R., & Schneider, F. (2012). Fiscal illusion and the shadow economy: Two sides of the same coin?. *MPRA Paper, (42531)*.
8. Calderon, C., Easterly, W., & Servén, L. (2003). Infrastructure compression and public sector Solvency in Latin America. The limits of

stabilization: Infrastructure, public deficits, and growth in Latin America. *Stanford University Press and the World Bank*, 119-38.
9. Cohen, R., & Percoco, M. (2004). The fiscal implications of infrastructure development. *WP. Inter- American Development Bank, Washington, D.C. Sustainable Development Department.*
10. Davidson, S. (2018). Policy forum: Economics and populism, populism and fiscal illusion. *The Australian Economic Review*, 51(3), 418-25.
11. Dell Anno, R., & Dollery, B. (2012). Comparative fiscal illusion: A fiscal illusion index for the European Union. *MPRA paper*. No. 42537.
12. Dell Anno, R., & Mourٍo, P. (2012). Fiscal illusion around the world, an analysis using the structural equation approach. *Public Finance Review*, 40(2), 270-299.
13. Dollery, B., & Worthington, A. (1996). The empirical analysis of fiscal illusion. *Journal of Economic Surveys*, 10(3), 261-297.
14. Galbraith, J. K. (1998). *The affluent society*. Houghton Mifflin Harcourt.
15. Gemmell, N., Morrissey, O., & Pinar, A. (1999), Fiscal illusion and the demand for government expenditures in the UK. *European Journal of Political Economy*, 15(4), 687-704.
16. Gerard, T., & Ngangue, N. (2015). Does fiscal illusion impact budget policy? A panel data analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(1), 240-248.
17. Gujarati, D. N. (2010). *Basic econometrics* (6th ed., Vol. 2). (H. Abrishami, Trans.) Tehran: University of Tehran (In Persian).
18. Guziejewska, B. (2016). Fiscal illusion in local self-government finance. Complementarity of qualitative and quantitative methods. *Journal of US-China Public Administration*, 13(3), 418-489.
19. Kenny, L. W. (1978). The collective allocation of commodities in a democratic society: A generalization. *Public Choice*, 33(2), 117-120.
20. Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Cambridge University Press.
21. Maddah, M., & Farahati, M. (2016). The empirical analysis of fiscal illusion in Iran (with the emphasis on the role of indirect taxes). *Journal of Tax Research*, 24(29), 67-98 (In Persian).
22. Maddah, M., & Sadeqi, F. (2014). An investigation of fiscal illusion of Iran economy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 10(3), 88-113 (In Persian).
23. Maddah, M., Jeyhoontabar, F., & Rezapour, Z. (2015). Empirical analysis of dynamic of government expenditures in Iranian economy using a framework on standard median voter model and in the presence of fiscal illusion. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 22(72), 197-216 (In Persian).
24. Maddah, M., Jeyhoontabar, F., & Rezapour, Z. (2015). Fiscal illusion and the demand for government expenditures on the Iranian economy.

Economic Research (TAHGHIGHAT-E-EGHTESADI), 49(4), 729-750 (In Persian).
25. Maddah, M., Safari, S., & Sadeqi, F. (2017). The relation between fiscal illusion and shadow economy in Iran. *The Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 24(78), 121-144 (In Persian).
26. Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1981). A rational theory of the size of government. *The Journal of Political Economy*, 89(5), 914-927.
27. Mill, J. S. (1848). *Principles of political economy*. Consulted edition: Mill, John Stuart, (1994). Oxford: Oxford University Press.
28. Mourao, P. (2007). Political budget cycles and fiscal illusion˚ a panel data study. Proceedings of INFER Workshop "Integration and globalization: challenges for developed and developing countries"; *INFER Deutschland; Chemnitz*.
29. Piketty, T. (2014). Capital in the twenty-first century: A multidimensional approach to the history of capital and social classes. *The British Journal of Sociology*, 65(4), 736-747.
30. Piketty, T., Saez, E., & Stantcheva, S. (2014). Optimal taxation of top labor incomes: A tale of three elasticities. *American Economic Journal: economic policy*, 6(1), 230-271.
31. Pinar, A. (1998). Essays on fiscal illusion. Thesis the Degree of Doctor of Philosophy, *University of Nottingham*.
32. Puviani, A. (1903). Teoria della illusione finanziaria. Sandron: Palermo.
33. Saez, E. (2013). Optimal progressive capital income taxes in the infinite horizon model. *Journal of Public Economics*, 97, 61-74.
34. Sanandaji, T., & Wallace, B. (2011). Fiscal illusion and fiscal obfuscation tax perception in Sweden. *The Independent Review*, 16(2), 237-246.
35. Sausgruber, R., & J-R. Tyran (2005).Testing the Mill hypothesis of fiscal illusion. *Public Choice*, 122(1), 39- 68.
36. Seater, J. J. (1993). Ricardian equivalence. *Journal of Economic Literature*, 31(1), 142-190.
37. Sohrabi, H., & Ghavvasi Kenari, M. (2014). Fiscal illusion and accounting devices. *Journal of Accounting Knowledge*, 5(17), 7-28 (In Persian).
38. Tujula, M., & Wolswijk, G. (2004). What determines fiscal balances? An empirical investigation in determinants of changes in OECD budget balances. *ECB Working Paper*, No. 422.
39. West, E. G. (1975). Public debt burden and cost theory. *Economic Inquiry*, 13(2), 179-190.
40. Ziaee Bigdeli, M., & Maghsudi, N. (2015). Investigating the effects of inflation on budget deficit in terms of government revenues and expenditures in the Iranian economy. *Economic Research*, 5(3), 81-111.